

Pensioenhervormingen, inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen internationaal vergeleken

Olaf van Vliet, Jim Been en Kees Goudswaard

In veel landen hebben de afgelopen tijd pensioenhervormingen plaatsgevonden. Mede als gevolg daarvan zijn er verschuivingen opgetreden in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat. Op basis van een internationale vergelijking voor 15 Europese landen voor de periode 1995-2007 onderzoeken wij de inkomensgevolgen voor ouderen van verschuivingen in de publiek-private verhouding van pensioenen. Een interessante bevinding is dat verschuivingen in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat niet hebben geleid tot hogere niveaus van inkomensongelijkheid of armoede onder 65-plussers.

1 Inleiding

In de afgelopen decennia is in veel westerse landen een tendens richting een relatief meer private pensioenvoorziening waar te nemen (OESO 2009). Opvallend is dat in de pensioenliteratuur betrekkelijk weinig aandacht is besteed aan de inkomensgevolgen voor ouderen van deze hervormingen. Aangezien private sociale zekerheidsarrangementen in het algemeen leiden tot minder inkomensherverdeling tussen mensen dan publieke sociale zekerheid (Goudswaard en Caminada 2010), zou men verwachten dat verschuivingen van publieke naar private pensioenvoorziening leiden tot meer inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen (Arza 2008). De bestaande empirische literatuur op dit terrein bestaat voornamelijk uit landenvergelijkende studies op een moment in de tijd (bijvoorbeeld Smeeding en Williamson 2001), of uit beschrijvende analyses voor één land (bijvoorbeeld Milligan 2008). Daardoor is nog weinig inzicht verkregen in hoeverre de pensioenhervormingen in westerse landen in de afgelopen jaren de inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen hebben beïnvloed. In deze studie onderzoeken we daarom de relatie tussen de ontwikkeling van pensioensystemen en de variatie in inkomensongelijkheid onder ouderen tussen landen en door de tijd.

De structuur van dit artikel is als volgt. Eerst gaan we na in hoeverre hervormingen inderdaad hebben geleid tot een relatieve verschuiving van publiek naar privaat in de pensioenvoorziening in OESO-landen. Vervolgens onderzoeken we in hoeverre een verband bestaat tussen pensioenhervormingen enerzijds en de inko-

mensongelijkheid en armoede onder ouderen anderzijds. Na een overzicht van de literatuur analyseren we macrodata voor 15 Europese landen voor de periode 1995-2007 aan de hand van panel data regressieanalyses. Hierbij kijken we puur naar pensioenuitgaven, wat impliceert dat we geen integrale inkomensherverdelingsanalyse maken. Daarin zouden de pensioenuitkeringen gerelateerd moeten worden aan de in het verleden betaalde premies. De voornaamste bevinding van de analyse is dat een relatief groter privaat aandeel in de pensioenvoorziening niet gerelateerd is aan hogere niveaus van inkomensongelijkheid of armoede.

2 Veranderingen in pensioenstelsels

In veel OESO-landen bestaat de pensioenvoorziening uit een combinatie van publieke en private pensioenen. Bij hervormingen in de afgelopen decennia hebben in diverse landen verschuiving plaatsgevonden in de richting van een meer private pensioenvoorziening. Ook is er veelal een beweging geweest van het beschikbare uitkeringssysteem naar het beschikbare premiesysteem (OESO 2009). Op basis van een vergelijkende case studie laat Arza (2008) bijvoorbeeld zien dat van dit type veranderingen sprake is in pensioenhervormingen in Italië, Zweden, Polen en het Verenigd Koninkrijk. Om voor een groter aantal landen een beeld te krijgen van de mate waarin sprake is van een verschuiving van publieke naar private pensioenen kijken we naar pensioenuitgaven op basis van data van de OESO (2010). Dit is de meest gebruikte dataset in internationaal vergelijkend onderzoek naar sociale uitgaven. Bij de private pensioenen gaat het om het totaal van uitgaven aan zowel tweede als derde pijler pensioenen.¹ De indicatoren voor de pensioenuitgaven omvatten de uitgaven aan de pensioeninkomsten van zowel mensen die de wettelijke pensioengerechtigde leeftijd hebben bereikt als van mensen die eerder met pensioen zijn gegaan.² Uitgaven aan nabestaandenpensioenen zijn niet in de indicatoren opgenomen.³ In een landenvergelijking op macroniveau geven uitgaven slechts een beperkte indicatie van de generositeit en veranderingen in pensioensystemen. Daar is een aantal redenen voor (Van Vliet 2010). In de eerste plaats worden verschillen in uitgavenpatronen gedreven door verschillen in de mate van vergrijzing tussen landen. In de tweede plaats komen de institutionele verschillen in de pensioensys-

¹ Een gebruikelijke manier om pensioenstelsels te categoriseren is op basis van drie pijlers. De eerste pijler bestaat uit publieke pensioenen; de tweede pijler bestaat uit verplichte aanvullende private pensioenen; de derde pijler bestaat uit vrijwillige individuele private pensioenen. De OESO *Social Expenditure Database* biedt de mogelijkheid om de uitgaven aan tweede en derde pijler pensioenen ook afzonderlijk te presenteren. Echter, de categorisering van de private pensioenuitgaven in de tweede en derde pijler is in deze database niet eenduidig. Daarom presenteren wij in dit artikel alleen de totale uitgaven aan tweede en derde pijlerpensioenen.

² Daarnaast bevat de indicator voor publieke pensioenen ook uitgaven aan enkele andere voorzieningen voor ouderen.

³ Dit biedt mogelijk een verklaring voor het betrekkelijk lage niveau van private pensioenuitgaven voor Nederland zoals gepresenteerd in Tabel 1.

temen, zoals een omslagstelsel versus een kapitaaldeckingsstelsel of een systeem op basis van beschikbare uitkeringen versus beschikbare premies, niet tot uitdrukking in uitgaven. In de derde plaats worden de verschillen in de fiscale behandeling van premies en uitkeringen tussen landen buiten beschouwing gelaten. Idealiter zouden we in de analyse gebruik maken van netto uitgaven aan pensioenen, na belasting, maar internationaal vergelijkbare data voor een langere periode zijn voor een dergelijke indicator helaas niet voorhanden. Desalniettemin geven pensioenuitgaven een goede indicatie van de mate waarin hervormingen hebben geresulteerd in verschuivingen van publieke naar private pensioenen en dat is in dit artikel de hoofdzaak.

Tabel 1 illustreert de uitgaven aan pensioenen in OESO-landen in de periode 1995-2007.⁴ De eerste twee kolommen laten zien dat in meer dan de helft van de landen de publieke uitgaven aan pensioenen als percentage van het BBP zijn gestegen tussen 1995 en 2007. Verder laat de tabel zien dat ook de private uitgaven aan pensioenen als percentage van het BBP gemiddeld genomen zijn gestegen. De rechterhelft van de tabel laat zien dat de totale pensioenuitgaven, het totaal van publieke en private uitgaven, gemiddeld genomen zijn gestegen en dat het aandeel van de private pensioenen in de totale pensioenuitgaven is gestegen, zij het in beperkte mate. In 1995 had gemiddeld 14,3% van de totale uitgaven betrekking op private pensioenen en in 2007 was dat 14,9%. Dit betekent dat in de pensioenvoorziening een relatieve verschuiving heeft plaatsgevonden van publiek naar privaat. Daarnaast laten de data zien dat sprake is van een substantiële variatie in de ontwikkeling van private uitgaven aan pensioenen als percentage van de totale pensioenuitgaven tussen landen. In België zijn bijvoorbeeld de uitgaven aan private pensioenen sterker gestegen dan de uitgaven aan publieke pensioenen. Daardoor is in de totale pensioenuitgaven een relatieve verschuiving van publiek naar privaat waar te nemen. Ook in Nederland treden verschuivingen op in de samenstelling van het pensioen. De eerste pijler (AOW) financiert circa 50% van de totale pensioenen, de tweede pijler (de aanvullende pensioenen via de werkgever) circa 45% en de derde pijler (de individuele pensioenen) circa 5%. Daarmee is de tweede pijler in Nederland internationaal gezien relatief groot. Het relatieve aandeel van de tweede en – in mindere mate – de derde pijler neemt langzamerhand verder toe (Goudswaard et al. 2010). Als de tweede pijler tot de private sociale zekerheid wordt gerekend, zoals in de OESO-statistieken het geval is – treedt ook in Nederland enige verschuiving op van publieke naar private pensioenvoorziening.⁵ Dat is overigens niet zo zeer de uitkomst van een bewust hervormingsproces als wel van

⁴ Deze periode is gekozen omdat we deze periode ook gebruiken in de analyse van inkomensongelijkheid, verderop in het artikel, vanwege de beperkte beschikbaarheid van data voor inkomensongelijkheid.

⁵ Uiteraard is er een belangrijk verschil tussen de tweede en derde pijler. Het aanvullend pensioen via de werkgever is in de praktijk verplicht en collectief. Maar er bestaat geen pensioenplicht. Sociale partners zijn vrij om wel of geen pensioenregeling overeen te komen. Als die pensioenregeling er is dan kan de overheid de regeling verplicht stellen voor een bedrijf, bedrijfstak of beroepsgroep.

het feit dat de laatste decennia steeds meer werknemers onder een aanvullende pensioenregeling vallen. Thans gaat het om meer dan 90% van de werknemers.

Kortom, de pensioenhervormingen die hebben plaatsgevonden vanaf halverwege de jaren 90 hebben in veel landen geresulteerd in een relatieve verschuiving in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat. Deze uitkomst komt overeen met eerdere bevindingen in de literatuur (Arza 2008; OESO 2009).

Tabel 1 Pensioenuitgaven in OESO-landen, 1995-2007

	Publieke pensioenuitgaven als % BBP		Private pensioenuitgaven als % BBP		Totale pensioenuitgaven als % BBP		Private pensioenuitgaven als % totaal	
	1995	2007	1995	2007	1995	2007	1995	2007
België	7,0	7,1	1,3	2,8	8,3	9,9	15,5	28,4
Denemarken	8,4	7,3	1,8	2,2	10,2	9,5	18,0	23,0
Duitsland	8,0	8,7	0,7	0,7	8,6	9,4	7,6	7,9
Finland	8,5	8,4	0,3	0,2	8,8	8,6	3,4	2,2
Frankrijk	10,6	11,1	0,1	0,2	10,7	11,2	1,0	1,5
Griekenland	9,2	10,0	0,4	0,4	9,5	10,4	3,8	3,5
Ierland	2,9	3,1	1,1	0,9	3,9	4,0	26,8	22,4
Italië	9,3	11,7	2,8	1,3	12,2	13,1	23,4	10,1
Luxemburg	8,2	4,8	0,6	0,3	8,8	5,2	6,8	6,6
Nederland	5,5	5,3	2,6	3,5	8,1	8,8	31,9	40,2
Noorwegen	7,1	6,2	0,6	0,6	7,7	6,8	8,2	8,5
Oostenrijk	10,0	10,7	0,4	0,5	10,4	11,3	3,7	4,7
Portugal	6,0	9,2	0,2	0,2	6,2	9,4	2,7	1,8
Ver. Kon.	5,5	5,8	4,7	4,5	10,2	10,3	46,2	43,8
Zweden	9,8	9,0	1,9	2,1	11,7	11,1	16,3	19,0
Gemiddelde	7,7	7,9	1,3	1,4	9,0	9,3	14,3	14,9

Bron: *OESO Social Expenditure Database* (OESO 2010) en eigen berekeningen.

Noot: De cijfers voor Luxemburg (1995) zijn gebaseerd op lineaire extrapolatie.

Verwacht effect op de inkomensverdeling. De vraag is welke invloed een relatieve verschuiving in de pensioenvoorziening zou kunnen hebben op de inkomensverdeling onder ouderen. Publieke pensioenregelingen kennen vaak inkomensafhankelijke *financiering*, maar *uitkeringen* in vaste bedragen (*flat rate*), waardoor die relatief sterk ten goede komen aan lagere inkomensgroepen. Publieke pensioenen zullen dus naar verwachting leiden tot een gelijkmatiger inkomensverdeling en minder armoede onder ouderen dan private pensioenen. Zo zorgt de AOW-uitkering in Nederland ervoor dat een relatief klein percentage (9,5%) van de 65-plussers onder de armoedegrens valt. Bij private kapitaalgedekte pensioenen is er een sterke band tussen premiebetaling en uitkering. In principe is een puur kapitaaldekkingssysteem met actuarieel faire premies en uitkeringen verdelingsneu-

traal. Er zijn echter verschillende mechanismen die toch een herverdelende werking kunnen hebben. Voor zover fiscale subsidiëring van private pensioenen plaatsvindt – en dat gebeurt in veel landen (Yoo en De Serres 2004) – zal deze naar verwachting meer ten goede komen aan hogere inkomensgroepen (Goudswaard en Caminada 2010). Hogere inkomensgroepen sparen meer voor aanvullend pensioen en profiteren dus meer van de fiscale facilitatie; bovendien is het voordeel groter naarmate men in een hogere belastingtariefschijf valt. Verder kunnen verplichte private pensioenregelingen elementen bevatten die tot systematische inkomensoverdrachten leiden. Dat zal per land verschillen, maar we kunnen dit illustreren voor Nederland. De pensioenpremies in Nederland zijn niet actuarieel fair, maar procentueel voor iedereen hetzelfde, terwijl ook de jaarlijkse pensioenopbouw voor iedereen procentueel hetzelfde is, in de meeste regelingen rond 2 procent van het loon (de doorsneesystematiek).⁶ Naast een inkomensoverdracht van jong naar oud leidt dit systeem ertoe dat deelnemers met steile carrièrepaden en dus hogere inkomens in het voordeel zijn ten opzichte van deelnemers met een vlak carrièrepad. Dat komt omdat de premies in de eerste jaren (die het langst renderen en dus het zwaarst meetellen in het pensioenvermogen) relatief lager zijn naarmate het loonprofiel steiler wordt.^{7,8}

Al met al zijn er goede redenen om te verwachten dat een relatieve verschuiving van publieke naar private pensioenen zal leiden tot een vergroting van de inkomensverschillen onder de groep ouderen. In de volgende sectie bespreken we de bevindingen hierover in de literatuur.

3 Literatuuroverzicht

De vraag of verschuivingen in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat gevolgen hebben voor de inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen raakt aan de meer algemene literatuur over de relatie tussen sociale zekerheid en inkomensongelijkheid. Op basis van een vergelijkende landenstudie op macroniveau concluderen Smeeding en Williamson (2001) dat hoge publieke uitgaven aan sociale zekerheid gepaard gaan met lage inkomensongelijkheid en armoede. Caminada en Goudswaard (2005) en Goudswaard en Caminada (2010) vergelijken de herver-

⁶ Een actuarieel faire premie is de premie die de werkelijke kostprijs van de opbouw van pensioenrechten weerspiegelt, gegeven onder meer de sterftekansen. Actuarieel fair impliceert onder meer dat het premiepercentage afhankelijk is van leeftijd. Een premie-inleg op jongere leeftijd rendeert veel langer en zou dus relatief meer pensioenopbouw moeten opleveren. In een actuarieel fair systeem zouden vrouwen voor eenzelfde pensioenopbouw een hogere premie moeten betalen dan mannen, vanwege hun hogere levensverwachting.

⁷ Dit wordt kwantitatief onderbouwd in de berekeningen die het CPB heeft gemaakt ten behoeve van de Commissie Goudswaard (Goudswaard et al. 2010, bijlage 2).

⁸ Voorts is er een significant verschil in levensverwachting tussen personen van uiteenlopende sociaal-economische groepen. Lager opgeleiden met meestal lagere inkomens hebben een circa 5 jaar kortere levensverwachting dan hoger opgeleiden met meestal hogere inkomens. Omdat deze groepen dezelfde procentuele premie betalen leidt dit tot een herverdeling van lage naar hoge sociaal-economische klassen.

delende effecten van publieke en private sociale zekerheid. Uitgaande van een brede definitie van sociale zekerheid, concluderen zij op basis van een internationaal vergelijkende analyse dat private sociale zekerheid veelal een kleiner herverdelend effect heeft dan publieke sociale zekerheid. Echter, Caminada et al. (2011) vinden geen significante effecten van private sociale zekerheidsuitgaven op armoedeniveaus.

Interessant is dat de bevindingen voor pensioenen eenduidiger lijken te zijn dan voor sociale zekerheid in het algemeen. In een aantal cross-sectie studies is gevonden dat de inkomensongelijkheid onder ouderen lager is naarmate een groter deel van het totale inkomen van ouderen bestaat uit publieke pensioenuitkeringen (Brown en Prus 2004; Weller 2004; Fukawa 2006). Het aantal studies naar de inkomenseffecten van private pensioenen is aanzienlijk kleiner, maar Schirle (2009) vindt dat een groter privaat aandeel in de pensioenvoorziening gepaard gaat met een groeiende inkomensongelijkheid onder ouderen.⁹ Wanneer we de resultaten van de studies naar publieke en private pensioenen combineren, lijkt het aannemelijk dat een verschuiving van publiek naar privaat leidt tot meer inkomensongelijkheid onder ouderen.

Vergelijkbare effecten van veranderingen in de pensioenvoorziening zijn gevonden voor de armoede onder ouderen. Op basis van landenspecifieke studies in de tijd concluderen Oshio en Shimizutani (2005) en Milligan (2008) dat een groter publiek aandeel in de pensioenvoorziening gepaard gaat met minder armoede onder ouderen. Hughes en Stewart (2004) vonden dat een toenemend belang van het private component gepaard gaat met een stijging van de armoede onder ouderen.

Vanuit methodologisch perspectief bestaat de empirische literatuur met betrekking tot pensioenhervormingen en inkomensongelijkheid uit twee typen studies. Het eerste type bestaat uit cross-sectie studies waarin een aantal landen wordt vergeleken in een bepaald jaar (bijvoorbeeld Brown en Prus 2004; Weller 2004; Fukawa 2006). Daardoor is het niet goed mogelijk om de effecten van pensioenhervormingen over de tijd te analyseren. Het tweede type studie is veelal gefocust op een langere periode, maar voor een enkel land (bijvoorbeeld Schirle 2009; Milligan 2008; Myles 2000; Oshio en Shimizutani 2005). Daarbij is het bijna niet mogelijk om te onderzoeken of de gevonden resultaten ook opgaan voor andere, maar vergelijkbare pensioenhervormingen. Deze studie draagt bij aan de literatuur door de cross-sectie dimensie en de tijdsdimensie te combineren op basis van een internationale vergelijking voor een periode van 13 jaar.

⁹ Empirisch onderzoek voor Nederland (Knoef et al. 2010; Sociaal en Cultureel Planbureau 2008) laat zien dat de inkomensongelijkheid onder ouderen in de eerste helft van de jaren 90 duidelijk terugliep. Tussen 1995 en 2005 zijn de inkomensverschillen binnen de groep ouderen echter weer enigszins toegenomen. Een duidelijke relatie met verschuivingen tussen de pensioenpijlers valt echter niet te leggen. Zo speelt ook een rol dat het aantal mensen met onvolledige AOW-opbouw recentelijk sterk is toegenomen.

4 Inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen

Beschrijvende statistiek. We beginnen met een beschrijvende analyse van inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen in 15 Europese landen aan de hand van twee indicatoren, waarvoor we gebruik maken van Eurostat (2011a) data. De inkomensongelijkheid onder 65-plussers¹⁰ is gemeten aan de hand van de *S80/S20 ratio*. Deze ongelijkheidsindicator is geconstrueerd door het totale besteedbaar inkomen van de hoogste 20 procent van de inkomens te delen door het totale inkomen van de laagste 20 procent van de inkomens van de bevolking van 65 jaar en ouder. Een hogere waarde van deze indicator geeft een hogere mate van ongelijkheid weer. Deze indicator geeft vooral een goede indicatie van de uiteinden van de inkomensverdeling. Een nadeel van het gebruik van deze indicator is dat de ratio alleen verschuivingen in de top en de staart van de verdeling opmerkt, terwijl verschuivingen tussen de andere kwintielen niet opgepikt wordt. Andere indicatoren als de *Gini-coefficient* en de *Atkinson index* zouden dergelijke verschuivingen in het midden van de verdeling wel oppikken, maar data voor deze indicatoren toegespitst op ouderen zijn niet beschikbaar. Armoede is gemeten aan de hand van het percentage van de bevolking ouder dan 65 jaar dat zich onder de armoedegrens van 60 procent van het mediane inkomen van het betreffende land bevindt. Dit is de officiële armoedemaatstaf die wordt gehanteerd door de Europese Commissie. Een hoger percentage geeft een grotere armoede onder ouderen weer.

Tabel 2 laat zien dat er vanaf 1995 een algemene trend gaande is naar minder inkomensongelijkheid onder ouderen.¹¹ Gemiddeld lijkt de inkomensongelijkheid onder ouderen in 2007 bijna 25 procent te zijn gedaald ten opzichte van 1995, ondanks het feit dat Finland en Italië een tegengestelde trend laten zien. Net als de indicator voor inkomensongelijkheid onder ouderen, laat ook de indicator voor armoede onder ouderen een gemiddelde daling zien over de tijd, van 21,9 in 1995 naar 18,2 in 2007. Tussen landen is enige variatie waar te nemen. Zo laten Griekenland en Portugal een grote daling in armoede door de tijd zien. Dit in tegenstelling tot Finland, Ierland en Spanje, waar een relatief grote stijging in armoede on-

¹⁰ We merken hierbij op dat het begrip 65-plussers een benadering is voor het begrip gepensioneerden. De leeftijd van 65 is weliswaar de statutaire pensioenleeftijd voor mannen in de meeste van de beschreven landen (met uitzondering van Denemarken (67 tot en met 2002, daarna 65), Frankrijk (60), Ierland (66), Italië (respectievelijk 60, 62, 64 tot en met 2002, daarna 65) en Noorwegen (67), maar de werkelijke gemiddelde pensioenleeftijd ligt in ieder land lager dan de statutaire pensioengerechtigde leeftijd en de statutaire pensioengerechtigde leeftijd kan bovendien verschillen voor vrouwen (ISSA 2011).

¹¹ Bij de interpretatie van deze cijfers moeten we enigszins voorzichtig zijn vanwege een onderbreking in de inkomensongelijkheidsdata. Tot 2001 werden de data verzorgd door de *European Community Household Panel survey* (ECHP). Vanaf 2005 zijn de data afkomstig van de *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC). Voor de overgangperiode is gebruik gemaakt van data afkomstig uit nationale bronnen die achteraf zijn geharmoniseerd. Daarbij is getracht om zo precies mogelijk de EU-SILC definities te volgen. De overgang van ECHP naar EU-SILC kan een verklaring bieden voor zowel het grote aantal ontbrekende observaties in deze periode als voor de volatiliteit van de waargenomen niveaus. Zie voor meer gedetailleerde informatie Eurostat (2005).

der ouderen heeft plaatsgevonden. Interessant is dat deze observaties voor de gemiddelden robuust blijken wanneer we gebruiken maken van andere indicatoren waarbij de armoedegrens ligt op 50 procent of 70 procent van het mediane inkomen. Desondanks kan het gebruik van andere indicatoren wel andere patronen weergeven binnen landen. Zo laten Duitsland en Nederland een daling in de 50-procent-indicator zien, maar een stijging in de 60-procent en 70-procent-indicatoren. Dit impliceert dat in 2007 relatief meer ouderen in armoede leven dan in 1995, maar dat zich minder ouderen bevinden aan de onderkant van de inkomensverdeling.

Tabel 2 Trends in sociale uitkomsten onder ouderen, 1995-2007

	Inkomensongelijkheid (S80/S20) onder 65-plussers		Armoede (PL 60) onder 65-plussers	
	1995	2007	1995	2007
België	4,9	3,4	25,0	23,0
Denemarken	–	2,7	–	17,7
Duitsland	4,9	4,2	15,0	16,2
Finland	–	2,9	–	21,6
Frankrijk	4,8	4,0	19,0	13,1
Griekenland	7,6	4,8	35,0	22,9
Ierland	3,9	3,4	19,0	28,3
Italië	4,6	4,7	18,0	21,9
Luxemburg	4,1	3,2	12,0	7,2
Nederland	4,2	3,2	8,0	9,5
Noorwegen	–	2,8	–	14,1
Oostenrijk	4,0	3,2	20,0	14,0
Portugal	6,6	6,0	38,0	25,5
Spanje	4,3	4,2	16,0	28,2
Ver. Kon.	4,9	4,4	32,0	27,6
Zweden	–	2,8	–	9,9
Gemiddelde	4,9	3,7	21,9	18,2

Bron: Eurostat SILC-database (Eurostat 2011a) en eigen berekeningen.

Regressieanalyses. De hierboven beschreven trends geven enig inzicht, maar om de relatie tussen veranderingen in pensioenvoorzieningen en inkomensongelijkheid onder ouderen meer systematisch te onderzoeken, gebruiken we een aantal regressieanalyses. Deze regressies zijn gebaseerd op panel data voor 15 Europese landen

voor de periode 1995-2007.¹² De vergelijking voor het te schatten model ziet er als volgt uit:

$$Q_{it} = \alpha + \beta' X_{w,it} + \delta Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

In deze vergelijking staat Q voor de afhankelijke variabele inkomensongelijkheid (S80/S20) onder 65-plussers of armoede (PL 60) onder 65-plussers in land i en jaar t . De uitgaven aan pensioenen worden gepresenteerd door variabele w in vector X . Daarnaast controleren we in deze analyse voor demografische ontwikkelingen. Wanneer de pensioenuitgaven achterblijven bij het aandeel van 65-plussers in de bevolking kan dat negatieve consequenties hebben voor de inkomensontwikkeling van ouderen en voor de inkomensongelijkheid onder ouderen. De variabele Z bestaat uit het percentage 65-plussers in de totale bevolking. Voor deze variabele gebruiken we data van Eurostat (2011b). De regressies bevatten dummy variabelen om te controleren voor land- of jaarspecifieke effecten. Die worden in de vergelijking weergegeven door respectievelijk de μ en de λ . De storingsterm ε volgt een AR(1)-proces om de schattingen te corrigeren voor autocorrelatie. Daarnaast gebruiken we panel-gecorrigeerde standaardfouten om te corrigeren voor panel-heteroskedasticiteit en gelijktijdige ruimtelijke correlatie (Beck en Katz 1995).

De resultaten van de regressieanalyses in Tabel 3 laten zien dat we een negatieve correlatie vinden tussen de uitgaven aan publieke pensioenen en inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen, hetgeen overeenkomt met onze verwachtingen op basis van de literatuur. Hogere uitgaven aan publieke pensioenen hangen samen met lagere armoede onder ouderen. Voor inkomensongelijkheid zijn de effecten echter niet significant. De resultaten met betrekking tot uitgaven aan private pensioenen stroken niet met onze verwachting. Zowel de private uitgaven uitgedrukt als percentage van het BBP als de private uitgaven als deel van de totale pensioenuitgaven zijn niet positief en significant gecorreleerd aan ongelijkheid onder ouderen en armoede onder ouderen. Dit suggereert dat hervormingen die hebben geleid tot relatief meer private pensioenvoorziening geen substantiële invloed hebben gehad op de inkomensverdeling onder ouderen. De resultaten betreffende de totale pensioenuitgaven lijken sterk op de resultaten voor de publieke pensioenuitgaven. De totale pensioenuitgaven als percentage van het BBP zijn negatief en significant gecorreleerd aan armoede onder 65-plussers. De totale pensioenuitgaven hebben geen significant effect op de inkomensongelijkheid onder ouderen. Tot slot heeft het aandeel van 65-plussers in de bevolking geen duidelijk significant effect op inkomensongelijkheid en armoede. Vergrijzing blijkt dus niet te leiden tot hogere niveaus van inkomensongelijkheid of armoede onder ouderen.

Samenvattend duiden de resultaten erop dat verschuivingen in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat niet hebben geleid tot meer inkomensonge-

¹² In de analyses zijn opgenomen de landen België, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Griekenland, Ierland, Italië, Luxemburg, Nederland, Noorwegen, Oostenrijk, Portugal, Verenigd Koninkrijk en Zweden. Spanje is niet opgenomen vanwege te weinig waarnemingen voor private pensioenuitgaven.

lijkheid en armoede onder ouderen. Omdat deze resultaten verrassend zijn in het licht van de bestaande theoretische en empirische literatuur hebben we een aantal controles uitgevoerd om de robuustheid van de resultaten te onderzoeken. In de eerste plaats hebben we naar schattingstechnieken gekeken. Schattingen zonder correctie voor autocorrelatie en zonder panel-gecorrigeerde standaardfouten leverden steeds dezelfde resultaten op. Met betrekking tot de belangrijkste onafhankelijke variabele, te weten private pensioenuitgaven als percentage van de totale pensioenuitgaven, kan worden opgemerkt dat binnen landen weinig variatie bestaat van jaar op jaar. In combinatie met dummy variabelen voor landen verkleint dat op zichzelf de kans op het vinden van significante effecten voor deze variabele.¹³ Daarom hebben we de analyses ook uitgevoerd zonder dummy variabelen, wat dezelfde resultaten opleverde. Daarnaast hebben we een methode van Mundlak (1978) toegepast om te corrigeren voor de kleine variatie door de tijd in de onafhankelijke variabelen. Deze correctie leidde niet tot wezenlijke verschillen. Ook log-transformaties, eerste verschillen en vertragingen van variabelen resulteerden niet in substantieel andere resultaten. De resultaten blijken ook robuust voor het toevoegen van het BBP per hoofd van de bevolking als controlevariabele.

In ogeschouw moet worden genomen dat een aantal observaties ontbreekt, waardoor de analyses zijn gebaseerd op ongebalanceerde panels. Met name voor de Scandinavische landen ontbreekt een aantal waarden voor de ongelijkheids- en armoede-indicatoren. Dit zou mogelijk een vertekening van de resultaten kunnen opleveren vanwege de ondergemiddelde niveaus van inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen in Denemarken, Finland, Noorwegen en Zweden. Daarom hebben we ook regressieanalyses uitgevoerd waarbij de ontbrekende observaties zijn opgevuld met waarden die zijn verkregen op basis van verschillende inter- en extrapolatietechnieken.¹⁴ Deze analyses leverden geen resultaten op die substantieel afwijken van de resultaten zoals gepresenteerd in Tabel 3. Dit komt overeen met de bevindingen van Gustafsson en Johansson (1999), waaruit blijkt dat de groep Scandinavische landen niet zo sterk van invloed is op de resultaten van regressieanalyses met betrekking tot inkomensongelijkheid en sociale uitgaven.

Tot slot hebben we de gevoeligheid voor het gebruik van andere indicatoren en data voor de afhankelijke variabele in het geval van armoede onder ouderen onderzocht. De resultaten voor een armoedegrens onder ouderen van 50 of 70 procent van het mediane inkomen zijn vergelijkbaar met de uitkomsten voor een armoedegrens van 60 procent. Verder, ook wanneer we voor de armoedegrens van 60 procent van het mediane inkomen geen data van Eurostat (2011a) maar van de *Luxembourg Income Study* (2011) gebruiken voor een vergelijkbare set landen en jaren,

¹³ De grote standaardfout voor de variabele private pensioenuitgaven als percentage van de totale pensioenuitgaven in kolom 8 van Tabel 3 lijkt dit punt te illustreren. Echter, het significante effect voor deze variabele in kolom 2 van Tabel 3 lijkt dit punt juist te ontkrachten, ook al is het teken van de coëfficiënt niet in de verwachte richting.

¹⁴ We hebben gebruik gemaakt van lineaire inter- en extrapolatie en kubische en kubische spline interpolatie.

vinden we geen positief verband tussen relatief hogere private pensioenuitgaven en armoede onder ouderen.¹⁵

Tabel 3 Panel data regressies voor pensioenuitgaven en sociale uitkomsten onder ouderen

	Inkomensongelijkheid (S80/S20) onder 65+'ers			Armoede (PL 60) onder 65+'ers		
	(1)	(2)	(3)	(7)	(8)	(9)
Publieke pensioenuitgaven (% BBP)	-0,13 (0,12)			-1,50* (0,83)		
Private pensioen uitgaven (% BBP)	— 0,45*** (0,17)			-1,09 (0,82)		
Private deel (% totale uitgaven)		-3,41** (1,52)			2,61 (11,96)	
Totale pensioen uitgaven (% BBP)			-0,20 (0,13)			-1,34* (0,70)
Bevolking 65 + (% tot. bev.)	-0,22** (0,11)	-0,22* (0,12)	-0,18 (0,11)	-0,54 (0,80)	-0,78 (0,76)	-0,61 (0,78)
Constante	8,96*** (2,14)	7,62*** (1,78)	9,03*** (2,23)	42,75*** (11,58)	30,42*** (11,49)	42,37*** (11,67)
Landendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Jarendummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
AR(1) storingsterm	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Obs.(N x)	135	135	135	154	154	154
Aangepaste R ²	0,84	0,84	0,84	0,79	0,78	0,79
Rho	0,41	0,42	0,48	0,63	0,66	0,64

Noot: Resultaten zijn geschat exclusief Spanje vanwege een tekort aan waarnemingen voor private pensioenuitgaven. Resultaten zijn gebaseerd op de landen België, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Griekenland, Ierland, Italië, Luxemburg, Nederland, Noorwegen, Oostenrijk, Portugal, Verenigd Koninkrijk en Zweden over de periode 1995-2007.

Panel gecorrigeerde standaardfouten tussen haakjes. Significantieniveaus * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

Discussie. Voor onze bevinding dat verschuivingen in de richting van meer private pensioenvoorzieningen niet hebben geleid tot meer inkomensongelijkheid onder ouderen is een aantal verklaringen denkbaar. De hoogte van het aanvullend pensioen is vaak sterk gerelateerd aan de hoogte van het inkomen tijdens het werkzame leven. Dat betekent dat een meer private pensioenvoorziening leidt tot een hoger aanvullend pensioen voor hogere inkomens dan voor lagere inkomens. Maar het is mogelijk dat zelfs wanneer de absolute toename in de private pensioenuitkeringen voor lagere inkomens vele malen kleiner is dan voor hogere inkomens, de relatieve toename voor lagere inkomens groter is dan voor hogere inkomens. Dit blijkt bijvoorbeeld uit een studie van Myles (2000) naar Canadese pensioenhervormingen in het begin van de jaren 90. Ook Burtless (2006) geeft aan dat de effecten van veranderingen in de publiek-private verhouding van pensioenen op de vervangingsratio's¹⁶ van pensioenen variëren over de inkomensverdeling. Het kan bijvoorbeeld zo zijn dat de dekking van private pensioenen is vergroot en dat het daarbij vooral gaat om lagere inkomensgroepen. Dat kan een verklaring zijn voor het feit dat we

¹⁵ De correlatie tussen de armoededata van Eurostat en de *Luxembourg Income Study* is 0,80.

¹⁶ De vervangingsratio is de pensioenuitkering als percentage van het in het verleden verdiende loon.

geen verband hebben gevonden tussen verschuivingen in de publiek-private verhouding van pensioenen en de inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen. Verder onderzoek op macroniveau zou zich daarom bijvoorbeeld kunnen richten op de gevolgen van pensioenhervormingen voor verschillende kwintielen van de inkomensverdeling.

Daarnaast is het van belang dat in onze analyse geen rekening wordt gehouden met determinanten van inkomens op individueel niveau. Enerzijds heeft dit betrekking op algemene persoonlijke kenmerken die van invloed zijn op inkomens zoals bijvoorbeeld opleidingsniveau en burgerlijke status. Anderzijds worden huidige individuele pensioeninkomsten bepaald door langetermijneffecten zoals loon, betaalde premies en macro-economische omstandigheden uit het verleden. Deze tijdsdimensie is moeilijk te vangen in een analyse op macroniveau. Een andere factor die van invloed is op de pensioenuitkering en dus op het inkomen van ouderen is de mate waarin sprake is van tekortkomingen in afgedragen premies in het verleden (Esping-Anderson en Myles 2006). Toekomstig empirisch onderzoek op basis van microdata, waarin wordt gecontroleerd voor individuele kenmerken, kan meer inzicht geven in de relatie tussen pensioenhervormingen en inkomensongelijkheid.

Verder brengt het gebruik van data voor pensioenuitgaven op macroniveau beperkingen met zich mee. In het rubriceren van de pensioenuitgaven in pijlers kan bijvoorbeeld veel informatie verloren gaan (Whitehouse 2002). Bovendien, zoals hierboven reeds genoemd, geven verschuivingen in pensioenuitgaven slechts tot op zekere hoogte een indicatie van veranderingen in de institutionele kenmerken van pensioensystemen.

5 Conclusie

In veel landen zijn pensioenstelsels hervormd in de afgelopen jaren. Dit heeft veelal geleid tot een verschuiving in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat. Gemiddeld genomen is deze verschuiving beperkt, maar in enkele landen gaat het wel om een substantiële ontwikkeling. Omdat private pensioenen naar verwachting doorgaans minder inkomensherverdelend werken dan publieke pensioenen, zou deze verschuiving kunnen leiden tot meer inkomensongelijkheid onder ouderen. Op basis van panel data voor 15 Europese landen onderzoeken wij de inkomensgevolgen voor ouderen van verschuivingen in de publiek-private verhouding van pensioenuitgaven. De belangrijkste bevinding is dat verschuivingen in de pensioenvoorziening van publiek naar privaat (nog) niet hebben geleid tot hogere niveaus van inkomensongelijkheid of armoede onder 65-plussers.

De beleidsimplicatie van onze bevindingen lijkt te zijn dat hervormingen kunnen worden gerealiseerd, waarbij de publieke pensioenen worden verminderd en de private pensioenen worden verhoogd zonder dat dit gevolgen heeft voor de inkomensongelijkheid of armoede onder ouderen. Alhoewel onze resultaten robuust blijken te zijn voor een groot aantal econometrische specificaties, moeten we te-

rughoudend zijn met deze beleidsimplicatie. De verschuiving van publiek naar privaat is slechts beperkt en kan voor een deel het gevolg zijn van een hogere dekking van private aanvullende pensioenen, specifiek bij lagere inkomens. Daarbij gaat het dus niet om een hervorming. Verder brengt empirisch onderzoek op macroniveau beperkingen met zich mee als het gaat om institutionele kenmerken van pensioenstelsels en individuele karakteristieken van pensioengerechtigden.

Tot slot moet worden opgemerkt dat de jaren na 2007 niet in onze analyse zijn meegenomen. Dit betekent dat we nog geen zicht hebben op de inkomensgevolgen van pensioenhervormingen die een reactie zijn op de kredietcrisis aan het begin van de eenentwintigste eeuw. Deze studie geeft geen aanleiding om te verwachten dat de aanstaande hervormingen in veel Europese landen zullen leiden tot meer inkomensongelijkheid en armoede onder ouderen. Toekomstig onderzoek zal in deze kwestie meer inzicht moeten verschaffen.

Auteurs

Olaf van Vliet (o.p.van.vliet@law.leidenuniv.nl) en Jim Been (j.been@law.leidenuniv.nl) werken respectievelijk als universitair docent en promovendus binnen het onderzoeksprogramma Hervorming Sociale Zekerheid bij de Afdeling Economie van de Universiteit Leiden. Kees Goudswaard (k.p.goudswaard@law.leidenuniv.nl) is hoogleraar toegepaste economie en bijzonder hoogleraar sociale zekerheid aan de Universiteit Leiden en is tevens algemeen projectleider van het onderzoeksprogramma Hervorming Sociale Zekerheid (www.hsz.leidenuniv.nl). Zij danken Koen Caminada en twee anonieme referenten voor nuttig commentaar op een eerdere versie van dit artikel.

Literatuur

- Arza, C., 2008, Changing European welfare: The new distributional principles of pension policy, in: C. Arza en M. Kohli (red.), *Pension Reform in Europe: Politics, policies and outcomes*, 109-131, Routledge, Londen.
- Beck, N., en J.N. Katz, 1995, What to do (and not to do) with time-series-cross-section data, *American Political Science Review*, vol. 89(3): 634-47.
- Brown, R.L. en S.G. Prus, 2004, Social Transfers and Income Inequality in Old Age: A Multinational Perspective, *North American Actuarial Journal*, vol. 8(4): 30-36.
- Burtless, G., 2006, Poverty and inequality, in: G.L. Clark, A.H. Munnell en J.M. Orszag (red.), *The Oxford Handbook of Pensions and Retirement Income*, 740-758, Oxford University Press, Oxford.
- Caminada, K., en K.P. Goudswaard, 2005, Are public and private social expenditures complementary?, *International Advances in Economic Research*, vol. 11(2): 175-89.
- Caminada, C.L.J., K.P. Goudswaard en F. Koster, 2011, Social Income Transfers and Poverty: a cross country analysis for OECD countries, *International Journal of Social Welfare*, te verschijnen.
- Esping-Anderson, G. en J. Myles, 2006, Sustainable and equitable retirement in a life course perspective, in: G.L. Clark, A.H. Munnell en J.M. Orszag (red.), *The Oxford Handbook of Pensions and Retirement Income*, 839-857, Oxford University Press, Oxford.
- Eurostat, 2005, The continuity of indicators during the transition between ECHP and EU-SILC, Working Paper and Studies Eurostat.
- Eurostat, 2011a, SILC-database, Brussels. Website: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database
- Eurostat, 2011b, Population Statistics, Brussels. Website: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/introduction>
- Fukawa, T., 2006, Sustainable structure of the Japanese public pension system viewed from a Germany-Japan comparison, *The Japanese journal of social Security Policy*, vol. 6(1): 131-43.
- Goudswaard, K.P. en K. Caminada, 2010, The redistributive effect of public and private social programs: a cross-country empirical analysis, *International Social Security Review*, vol. 63(1): 1-19.
- Goudswaard, K.P., R.M.W.J. Beetsma, Th. E. Nijman en P. Schnabel, 2010, Een sterke tweede pijler. Naar een toekomstbestendig stelsel van aanvullende pensioenen, Den Haag.
- Gustafsson, B. en M. Johansson, 1999, In search of smoking guns: What makes income inequality vary over time in different countries? *American Sociological Review*, vol. 64(4): 585-605.
- Hughes, G. and J. Stewart, 2004, Reforming pensions in Europe: Evolution of pension financing and sources of retirement income, Edward Elgar, Cheltenham.
- International Social Security Administration, 2010, Social Security Programs throughout the World, ISSA, Washington.
- Knoef, M.G., R.J.M. Alessie en A.S. Kalwij, 2010, De inkomensverdeling van toekomstige ouderen in Nederland, *Economisch Statistische Berichten*, vol. 95 (4582): 202-205.
- Luxembourg Income Study, 2011, LIS Key Figures Database, Luxembourg. Website: <http://www.lisproject.org/key-figures/key-figures.htm>

-
- Milligan, K., 2008, The evolution of elderly poverty in Canada, *Canadian public Policy*, vol. 34(s1): 79-94.
- Mundlak, Y., 1978, On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, *Econometrica*, vol. 46(1): 69-85.
- Myles, J., 2000, The maturation of Canada's retirement income system: income levels, income inequality and low-income among the elderly, Research Paper Series Statistics Canada 147.
- OESO, 2009, Pensions at a Glance: Retirement-Income Systems in OECD countries, OESO, Parijs.
- OESO, 2010, Social Expenditures Database 1980-2007, OESO, Parijs.
- Oshio, T., en S. Shimizutani, 2005, The impact of public pension benefits on income and poverty of the elderly in Japan, *The Japanese journal of social Security Policy*, vol. 4(2): 54-66.
- Schirle, T., 2009, Income inequality among seniors in Canada: the role of women's Labour Market Experience, CLSRN Working Paper 10.
- Smeeding, T.M. en J. Williamson, 2001, Income maintenance in old-age: what can be learned from cross-national comparisons, LIS Working Paper 263.
- Sociaal en Cultureel Planbureau, 2010, Armoedesignalement 2010, SCP/CBS, Den Haag.
- Van Vliet, O., 2010, Divergence within convergence: Europeanisation of social and labour market policies, *Journal of European Integration*, vol. 32(3): 269-290.
- Weller, C.E., 2004, The future of public pensions in the OECD, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 28(4): 489-504.
- Whitehouse, E., 2002, Pension systems in 15 countries compared: the value of entitlements, *Centre for Pensions and Superannuation Discussion Paper*, vol. 4(2).
- Yoo, K-Y. en A. de Serres, 2004, Tax treatment of private pension savings in OECD countries, *OECD Economic Studies*, vol. 39 (2): 73-110.